

新型城镇化、公共服务 受益均等与城乡收入差距

周心怡 李南 龚锋*

摘要: 本文致力于探讨新型城镇化对城乡收入差距的影响。基于 OLG 模型的理论分析表明,在农民工能够同等享有城镇公共服务受益的条件下,新型城镇化推进到一定程度后将有助于缩小城乡收入差距。进而,利用《国家新型城镇化规划(2012—2020年)》提出的新型城镇化综合评价指标和2020年的目标值,测算出各地区的新型城镇化率,据此构建面板门槛回归模型,检验新型城镇化率对城乡收入差距的影响。实证结果表明,当新型城镇化率超过13.2%后,新型城镇化将有助于显著缩小城乡收入差距,但这一效应在区域间存在明显的异质性。本文认为,为有效缓解城乡收入差距,在实施城镇化的进程中,应着力促进城乡一体化和基本公共服务均等化,确保农村进城务工人员能够同等分享城镇公共服务。

关键词: 新型城镇化;公共服务受益均等;城乡收入差距;面板门槛回归

一、引言

改革开放以来,中国经济持续快速增长,但与此同时收入不平等也日趋严重。有研究显示,城乡间收入不平等构成了当前中国收入分配不平等的主要部分,1996—2007年城乡间收入不平等对总收入不平等的贡献平均高达60.9%(陈建东,2010)。为实现中国经济社会的均衡稳定发展,应重点解决居高不下的收入分配不平等,而首当其冲就是要缩小城乡收入差距。考虑到中国农村劳动力剩余、人均耕地严重不足、农业生产效率低下的现状,要解决城乡收入差距问题,需要从根本上改变当前城乡人口和产业发展的“二元”结构。为此,近年来中国加大了城镇化建设的进程,一方面,通过将部分农业县并入城镇,成为市辖区的一部分,实现城镇管辖区域的整体扩张;另一方面,通过跨地区和跨城乡的大规模人口流动,引导农村富余人口流向城镇,进一步扩大城镇常住人口规模。

*周心怡,北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子信箱:econ_zhouxinyi@pku.edu.cn;李南,武汉市委组织部,邮政编码:430010,电子信箱:1541759983@qq.com;龚锋(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:00009038@whu.edu.cn。

本文获得国家自然科学基金面上项目“应对中国人口老龄化的公共政策评估与设计——基于‘财政可持续性、长期经济增长与代际财政平等’三维视角的可计算动态一般均衡分析”(项目号:71773086)、教育部人文社科基金规划项目“应对人口老龄化的中国公共政策评估与设计:基于可计算动态一般均衡模型的预测分析”(项目号:17YJA790022)、武汉大学人文社会科学自主科研青年项目“中国人口老龄化的动态经济效应评估与政策设计研究”(项目号:2017QN037)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

然而,城乡居民收入差距并没有随着城镇人口规模的扩大而显著缩小。从图1可以看到,以城镇常住人口度量的城镇化率在1995年之后迅速提高,但同一时期,中国城乡居民收入差距的比值也不断攀升,一度在2009年达到了最高点3.33。可以说,当前中国正处于高城镇化、高工业化和高城乡收入差距共存的阶段(Zhang, 2016)。大规模推进的城市化进程并未成为解决城乡收入差距的有效举措,其原因可能在于,中国现阶段的城镇化更多体现为“地”的城镇化而非“人”的城镇化。越来越多的农村劳动力涌入城市,但是,由于受到户籍管理制度的限制,大量从农村迁入城市的劳动力难以取得城镇户口,无法同等受益于由政府提供的与城市户口密切相关的基本公共服务。流入城市的农村劳动力难以从城镇的医疗、住房、教育、养老和失业保险等基本公共服务中获益,人力资本积累严重不足,缺乏就业机会且就业环境恶劣,他们在为城市经济发展和居民收入增长做出巨大贡献的同时,只能获得极低的补偿性工资。可以说,没有公共服务均等化作为配套措施的“传统”城镇化,很难发挥缩小城乡收入差距的作用。

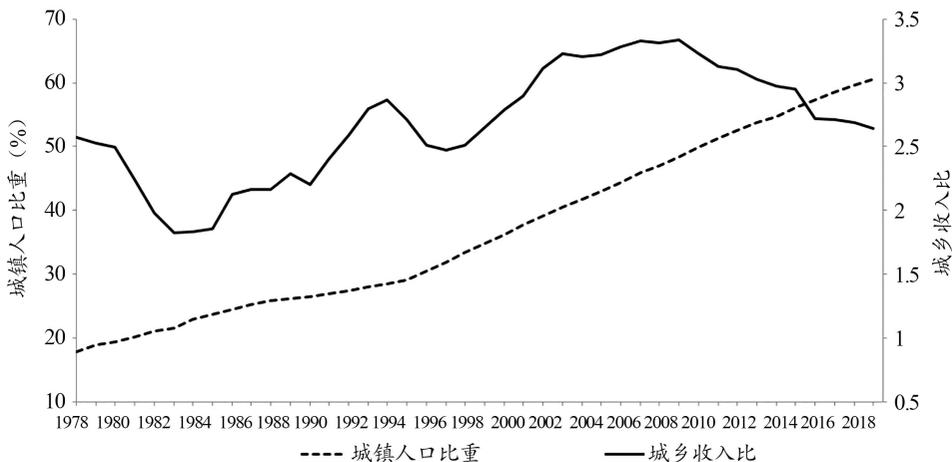


图1 城乡收入差距与常住人口城镇化率

(数据来源:根据历年《中国统计年鉴》的数据计算得到。)

2012年,党的十八大报告首次提出“新型城镇化”的概念,强调“新型城镇化”的核心是以“人的城镇化”取代“地的城市化”,成为新型城镇化的核心理念。与旧城镇化政策相比,新型城镇化在评价体系和政策配套上具有特殊性^①。从评价体系上来看,《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》(以下简称《规划》)提出了综合评价指标体系,包括城镇化水平、基本公共服务、基础设施、资源环境四个方面的18个指标,对城镇化发展水平的评价由单一人口指标改为系统综合指标。在配套政策方面,根据新型城镇化的要求,各级政府相继颁布了一系列的规划及政策。2015年底,国务院出台了《居住证暂行条例》(简称《条例》),为推进新型城镇化打下了坚实的制度基础。此后,25个省级政府先后颁布了地方政策,大多都在

^①传统城镇化是以经济增长为目标,以工业化为主线,以地方政府为主导,以土地为主要内容,以外延扩张为主要特点,以外部需求为牵引,以物质资本的大量消耗为驱动力,是高成本、低效益的城镇化(甘露、马振涛,2012)。而新型城镇化的核心内涵是:以人的城镇化为核心,有序推进农业转移人口市民化;以城市群为主体形态,推动大中小城市和小城镇协调发展;以综合承载能力为支撑,提升城市可持续发展水平;以体制机制创新为保障,通过改革释放城镇化发展潜力(《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》)。

《条例》规定的6项基本公共服务的基础上进一步扩大了公共服务的受益范围。毫无疑问,《规划》及其配套措施致力于为进城农民工提供同等享有城镇基本公共服务的权利,使之能够合理分享城市经济发展的成果。如果能够实现新型城镇化发展的目标,预期应该有助于缩小城乡居民收入差距。

虽然新型城镇化概念的提出和配套措施的实施相对较晚,但是根据《规划》设计的18个指标以及2020年的目标值,我们可以利用现有的数据,评估与目标值相比当前各地区实现新型城镇化的程度,从而为比较“新”、“旧”城镇化在缩小城乡收入差距方面可能存在的差异提供了可能。据此,本文首先构建一个简单的跨期迭代模型,在假定农村进城务工人员也能同等享用城镇基本公共服务受益(相当于基本实现“以人为本”的新型城镇化)的前提下,探讨城镇人口相对规模扩大对城乡收入差距的影响效应和内在机理;进而,根据《规划》提出的综合评价指标体系和2020年各项指标的目标值,采用“逼近理想解排序法”(TOPSIS),测算和评价各地区新型城镇化发展水平与2020年目标值的偏差程度,从而对各地区新型城镇化发展水平做出客观且可靠的评估;最后,利用新型城镇化综合指数得分对城镇常住人口比重进行校准,获得与理论模型一致的新型城镇化率指标,构建线性和门槛回归模型,检验传统城镇化与新型城镇化对城乡收入差距的影响。本文得到的核心结论是,传统城镇化无助于缩小城乡收入差距,而“新型”城镇化在发展到一定程度后,将会起到缩小城乡收入差距的积极作用。

二、文献综述

城镇化(或城市化)能否缩小城乡收入差距,一直以来都是学术界关注的重点问题。在国外,早在1954年,Lewis就提出了在城市化和工业化的作用下,农村居民的收入可以得到较大提高,城乡相对收入差距显著缩小(Lewis,1954)。然而,Robinson(1976)的研究却发现,在发展中国家,如果缺乏有效的相关政策,则在城市化过程中将会出现城乡收入差距长期不变甚至扩大的情况。Barro和Sala-i-Martin(1995)基于人口迁移的研究也发现,城市化的发展无助于缩小城乡地区的收入差距。Kanbur和Zhuang(2013)考察了亚洲各国城镇化对收入不平等的影响,研究结果显示,城镇化与收入不平等存在“倒U”型关系,转折点出现在城镇化率达到36%左右的区间。迄今为止,国外相关研究对城镇化与城乡收入差距的关系尚未得到一致的结论。

中国典型的城乡“二元”结构使得城乡收入差距问题在中国表现得尤为突出,国内学者发表了大量的相关文献,探讨城镇化与城乡收入差距的关系。早期的研究重点关注中国日益扩大的城乡收入差距问题。赵人伟和李实(1997)、李实和赵人伟(1999)、李实(1999)在对中国居民收入分配的研究中,揭示了工业化及配套的城镇化政策会对中国城乡收入分配差距产生重要影响。蔡昉(1995)、蔡昉和杨涛(2000)、蔡昉等(2001)以及蔡昉(2005)的一系列研究,从户籍制度和城乡人口流动的角度探讨城乡收入差距问题,研究发现,户籍制度对城镇公共服务受益的排他性限制以及城市就业市场对农村劳动力的歧视性政策,导致农村人口即使迁移到城市,也难以找到收入高且有保障的工作。因此,虽然我国人口大量流入经济较为发达的城镇,但与此同时,城乡收入差距却逐步扩大。

许多研究还从实证的角度检验了城镇化的推进对城乡收入差距的影响。有不少研究

支持了上述早期研究的结论。比如,程开明和李金昌(2007)利用动态计量分析方法,对城市偏向政策、收入差距和城市化水平之间的关系进行了检验,认为城市化和城市偏向政策显著扩大了城乡收入差距。吴先华(2011)的实证分析发现,城镇化在短期水平上与城乡收入差距呈正向关系,即目前的城镇化发展模式不仅没有缩小反而扩大了城乡收入差距。王亚飞等(2015)基于中国数据的时间序列分析表明,城市化扩大了城乡收入差距,虽然这一效应相对较小。李宾和马九杰(2014)认为,农民工迁入城镇成为常住居民,却没能拥有城市户口,这样的劳动力流动特征带来的城镇化推进将一定程度上扩大城乡收入差距。陈斌开和林毅夫(2013)揭示了工业优先战略通过影响城市化,最终影响城乡收入差距的传导机制,城镇化水平会对城乡收入差距带来消极影响,且这一影响效应会持续存在。陶源(2020)的研究发现,城镇化水平的提升会显著加剧由工资性收入和经营净收入构成的城乡劳动收入差距;汪剑清(2020)也证实,城市化水平与城乡收入差距呈显著负相关关系。但也有不少研究得到了相反的结论,比如,廖信林(2012)对城市化、城乡收入差距和财政支出之间的动态关系进行了实证研究,认为单纯增加财政支出对缩小城乡收入差距作用有限,大力推进城市化有助于进一步缩小城乡收入差距。吕炜和高飞(2013)认为,提高用城镇常住人口比例来测度的城镇化率将有助于缩小城乡收入差距。陆铭和陈钊(2004)发现,虽然城市化可以缩小城乡收入差距,但户籍制度是城市化发挥收入再分配作用的重要限制因素。孟望生和姜莱(2019)的动态 GMM 估计结果表明,城镇化对城乡收入差距具有缩小效应。

此外,还有不少研究发现城镇化与城乡收入差距之间的关系并不是单调的,而是表现出特定的异质性关系。有研究发现,中国城镇化对城乡收入差距的影响存在显著的门槛特征(王韶华、柳杨,2016;邓金钱等,2016;Zhang,2016);也有研究发现,中国城镇化对城乡收入差距的影响表现出显著的区域差异性。比如,曹裕等(2010)的研究发现,城市化虽然在总体上发挥了缩小城乡收入差距的作用,但这一效应在东、中、西部地区呈现出明显的不同。Su等(2015)认为大部分位于中国东部地区的省份,其城镇化对缩小城乡收入差距有积极作用,但这一结论在中国其他地区并不显著成立。

需要说明的是,上述实证研究虽然在模型设定、数据类型、样本期限、变量选取、估计方法等方面存在不同,从而导致研究结论存在显著差异,但是其所选的城镇化率度量指标基本上都是城镇常住人口比重。事实上,城镇常住人口比重并不是中国实际城镇化发展水平的准确衡量指标。原因在于:第一,城镇化是一个系统工程,包括人口结构的转变、城市建设、环境保护、公共服务均等化等多个维度的动态转变过程,仅仅用单一的城镇地区人口相对规模来衡量城镇化水平,显然不能反映城镇化过程的全部内涵(赵永平、徐盈之,2015);第二,由于户籍制度的限制,进入城镇地区务工的农村居民被普遍排除在城市公共服务受益体系之外,如果再考虑就业机会和初始人力资本积累等方面的差距,农村务工人员与城市户籍居民事实上是两个异质性群体,不做区别将两个群体合并在一起统计城镇人常住人口,无疑会高估真正的城镇人口规模和城镇化率。

在“新型城镇化”的概念提出以后,有部分学者致力于设计和构建新型城镇化的测度指标体系。比如,赵永平和徐盈之(2014a)从新型城镇发展的经济基础、社会功能和环境质量三大方面构建了一个由 31 个子指标组成的“新型城镇化水平综合测度指标体系”;王新越等

(2014)从人口、生态环境、社会、经济、城乡一体化等八个方面,构建了一个由32个子指标组成的“新型城镇化发展水平评价指标体系”;熊湘辉和徐璋勇(2015)从人口、产业、空间三个层面,构建了一个由7个子指标组成的“新型城镇化指标体系”。除此之外,赵永平和徐盈之(2014b)通过对新型城镇化综合指标与城乡收入差距二者之间关系的实证检验发现,新型城镇化有利于缩小城乡收入差距,积极稳妥地推进新型城镇化,是缩小我国城乡收入差距的有效途径。

上述研究虽然在设计新型城镇化测度指标体系方面做出了有益的尝试,但对新型城镇化理解不同的学者构建了不同的评价指标体系,因此,不同文献的评价结果缺乏可比性。而且,已有研究采用综合评价方法,将多维的指标信息综合成一维指标,本质而言是基于各地区实际水平做出的相对比较,难以对各地区真实的新型城镇化发展水平做出准确评估。此外,既有研究在子指标的选取方面也存在一定的不合理之处。比如,将人均GDP、GDP增长率、财政收入、进出口总额等衡量地区整体经济发展水平的指标视为新型城镇化的评价指标,而忽视了养老、医疗、教育和培训等基本公共服务的评价指标,难以真正凸显“以人为本”的新型城镇化的核心内涵。

有鉴于此,本文在实证分析部分的主要贡献是,基于《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》提出的新型城镇化评价指标体系和2020年的目标值,更为准确地度量“以人为本”的新型城镇化的程度,从而克服现有新型城镇化评估中指标体系不一致、指标选取不合理以及指标比较不准确等问题。同时,构建面板门槛回归模型,估计常住人口城镇化率与新型城镇化率对城乡收入差距的异质性影响效应,从而更为清晰地识别如何推进城镇化才能更好地缩小城乡收入差距。

三、理论模型

中国城镇化水平的提高主要依靠的是城镇建成区的扩张以及农村富余劳动力向城镇地区的迁移。农村进城务工人员构成了当前中国城镇常住人口的重要组成部分。为此,本文构建一个简单的跨期迭代模型,探讨在新型城镇化背景下,当进城务工人员能够分享公共服务受益时,城镇化对城乡居民收入差距的影响。

(一) 人口结构

假定第 t 期的总人口为 N_t ,其中城市户籍人口为 $N_t^u = \theta_1 N_t$,农村户籍人口为 $N_t^r = \theta_3 N_t$,农村进城务工人员为 $N_t^m = \theta_2 N_t$ 。满足 $N_t = N_t^u + N_t^r + N_t^m$,故有 $\theta_1 + \theta_2 + \theta_3 = 1$ 。假定人口增长率 n 是外生给定的,而且城乡人口具有相同的增长率,故第 $t+1$ 期的总人口为 $N_{t+1} = N_t(1+n)$ 。

(二) 消费者

假设每个消费者只存活两期,在当期工作,下一期退休。居民工作期的收入来自劳动报酬,退休后没有收入,仅依靠上期储蓄及利息收入进行消费。假定城乡人口具有相同的效用函数。第 t 期出生的消费者具有如下形式的效用函数:

$$U_t(C_1, C_2) = \ln C_{1,t} + \frac{1}{1+\rho} \ln C_{2,t+1} \quad (1)$$

(1)式中: $C_{1,t}$ 和 $C_{2,t+1}$ 分别为消费者在第 t 期(工作期间)和第 $t+1$ 期(退休期间)的消费水平; ρ 为主观时间偏好率。假定消费者同时也是劳动供给者,每个消费者无弹性地供给1个单位的劳动,获得工资用于消费和储蓄,并缴纳工资所得税。考虑中国特殊的个人所得税制

度,农村居民不用缴纳个人所得税,但进城务工人员 and 城市居民需要缴纳个人所得税^①。因此,不同类型的消费者具有不同的跨期预算约束。

城镇居民和农村进城务工人员的预算约束为:

$$C_{1,t} + \frac{1}{1+\phi_{t+1}}C_{2,t+1} = (1-\tau_t)w_t^j, j=u, m \quad (2)$$

农村居民的预算约束为:

$$C_{1,t} + \frac{1}{1+\phi_{t+1}}C_{2,t+1} = w_t^r \quad (3)$$

(3)式中: τ_t 为劳动所得税率; w_t^u 、 w_t^m 、 w_t^r 分别为城镇居民的工资、进城务工人员的工资和农村居民的劳动报酬; ϕ 为利率。

消费者在跨期预算约束下,选择两期的消费水平来最大化其一生效用。通过求解有约束的效用最大化问题,得到如下欧拉方程:

$$C_{2,t+1} = \frac{1+\phi_{t+1}}{1+\rho}C_{1,t} \quad (4)$$

将(4)式分别代入(2)(3)式,可以求解出不同类型消费者的最优消费组合($C_{1,t}^{j*}$, $C_{2,t+1}^{j*}$, $j=u, m, r$)和储蓄额($S_t^j, j=u, m, r$)。

城镇居民和农村进城务工人员的最优消费组合和储蓄额为:

$$C_{1,t}^{j*} = \left[\frac{(1+\rho)(1-\tau_t)}{2+\rho} \right] \times w_t^j, C_{2,t+1}^{j*} = \left[\frac{(1+\phi_{t+1})(1-\tau_t)}{2+\rho} \right] \times w_t^j, S_t^j = \left(\frac{1-\tau_t}{2+\rho} \right) w_t^j, j=u, m \quad (5)$$

农村居民的最优消费组合和储蓄额为:

$$C_{1,t}^{r*} = \left[\frac{(1+\rho)}{2+\rho} \right] \times w_t^r, C_{2,t+1}^{r*} = \left[\frac{(1+\phi_{t+1})}{2+\rho} \right] \times w_t^r, S_t^r = \left(\frac{1}{2+\rho} \right) w_t^r \quad (6)$$

第 t 期的总储蓄额等于三个群体储蓄额的加总:

$$S_t = N_t \left[\theta_1 w_t^u \left(\frac{1-\tau_t}{2+\rho} \right) + \theta_2 w_t^m \left(\frac{1-\tau_t}{2+\rho} \right) + \theta_3 w_t^r \left(\frac{1}{2+\rho} \right) \right] \quad (7)$$

(三) 生产部门

假定经济体是一个典型的“二元”经济结构。存在一个现代部门(制造业)和传统部门(农业)。现代部门坐落在城镇地区,传统部门坐落在农村地区。现代部门雇佣的劳动力只能来自居住在城镇地区的居民,传统部门雇佣的劳动力只能来自居住在农村地区的居民,但是允许农村居民迁移到城市地区居住并就业。在中国现行的户籍管理制度下,迁移到城镇地区居住的农村居民难以获得城镇户口,因此在核算城乡居民人均收入时,仍将进城务工人

^①按照本文样本期间《中华人民共和国个人所得税法》的规定,农民工的劳动收入按照三种方式交税:一是农民工受雇于企事业单位并签订一定期间的劳动用工合同,由支付人在发放工资时,按“工资、薪金所得”项目,减除3500元后代扣代缴个税;二是农民工在短期内提供劳动服务,按“次”或按月取得劳务报酬,由支付人按“劳务报酬所得”项目扣缴税款;三是农民工按照国家有关规定办理工商营业执照和税务登记证而从事个体经营活动,其取得的所得应按“个体工商户的生产经营所得”项目适用5%至35%的累进税率纳税。

员的收入归入到农村地区^①。在新型城镇化下,虽然进城务工人员没有城市户口,但是一样可以享受城镇地区提供的教育、培训、医疗和养老等基本公共服务。享有这些公共服务能够提高城镇居民和进城务工人员的劳动生产率。

假定城镇现代部门的生产函数为C-D形式的生产函数:

$$Y_t^m = K_t^\alpha [D_t(N_t^m + N_t^u)]^{1-\alpha}, D_t = \left(\frac{G_t}{N_t^u + N_t^m} \right)^\mu E_t^{1-\mu} \quad (8)$$

(8)式中: Y_t^m 为现代部门的产出, K 为资本存量, $N_t^u + N_t^m$ 为现代部门雇佣的劳动力。 D 为劳动生产率指数,该指数是劳均生产性公共服务(人力资本增进型公共服务)和外生技术水平 E 的函数,其中 G 是城镇政府提供的公共服务。 D_t 的函数形式意味着,进城务工人员能够享受到与城镇居民相同的公共服务,而且这些公共服务并非纯公共品,而是个人受益的、公共提供的私人品^②。 α 和 μ 为参数, α 为产出中资本的份额, $1-\alpha$ 为有效劳动的份额, μ 为生产效率指数中劳均公共服务的贡献份额, $1-\mu$ 为外生技术水平的贡献份额。

假定政府对城镇地区的劳动者开征工资所得税,获得的税额用于为公共服务融资,政府满足平衡预算条件:

$$G_t = \tau_t w_t^u N_t^u + \tau_t w_t^m N_t^m \quad (9)$$

假定现代部门是完全竞争且追求利润最大化的厂商。因此,(8)式对 N_t 求导数,结合(9)式,可以得到城市地区的工资率为:

$$w_t^u = w_t^m = (1-\mu)^\varphi (1-\alpha)^\varphi E_t^{(1-\mu)(1-\alpha)\varphi} \tau_t^{\mu(1-\alpha)\varphi} (\theta_1 + \theta_2)^{(1-\alpha)\varphi} k_t^{\alpha\varphi} \quad (10)$$

(10)式中: $\varphi = 1/(1-\mu+\mu\alpha)$ 。

农村传统部门的生产函数也为C-D形式的生产函数:

$$Y_t^r = L_t^\beta (A_t N_t^r)^{1-\beta} \quad (11)$$

(11)式中: Y_t^r 为传统部门的产出, L 为土地, A_t 为传统部门的外生技术水平。 β 为产出中土地的贡献份额, $1-\beta$ 为有效劳动的贡献份额。(11)式与(8)式的区别在于,农村传统部门的生产不使用资本,而使用土地,政府也没有向传统部门的劳动力提供公共服务促进其技术进步。由于农村土地归集体所有,农村集体将土地分配给农民使用,农村传统部门不需要支付土地租金。因此,农村居民获得劳动所得和土地所得,其单位劳动的回报(工资率)就等于平均产出(Li and Lin,2016):

$$w_t^r = \frac{l_t^\beta A_t^{1-\beta}}{(1-\theta_1-\theta_2)^\beta}, l_t = \left(\frac{\bar{L}}{N_t} \right) \quad (12)$$

(12)式中:假定 $L_t = \bar{L}$,即农村传统部门使用的土地是外生固定的。

(四) 新型城镇化与城乡收入差距

根据上文所述,从农村迁入城市的务工人员的工资收入归入农村居民收入。所以城乡

^①新华网:http://news.xinhuanet.com/fortune/2009-03/03/content_10935910_1.htm。国家统计局城市社会经济调查司司长魏贵祥在接受专访时表示,在进行代表性家庭的抽样记账调查时,将进城务工人员的收入核算为农村居民的纯收入。

^②纯公共品是指全体居民同等受益的公共品,比如国防和公共安全。而公共提供的私人品主要指义务教育、职业培训、就业指导、医疗和养老等主要个人受益,但消费具有很强的正外部性,从而应由政府提供的公共品。

居民收入差距可以用下式衡量:

$$G = \frac{w_i^u}{[(N_i^r w_i^r + N_i^m w_i^m) / (N_i^r + N_i^m)]} = \frac{(1 - \theta_1) w_i^u}{\theta_2 w_i^r + (1 - \theta_1 - \theta_2) w_i^m} \quad (13)$$

从(13)式易于发现:

$$\frac{\partial G}{\partial (w_i^u / w_i^r)} > 0 \quad (14)$$

因此,考察新型城镇化对城乡收入差距 G 的影响,可以通过考察 w_i^u / w_i^r 与新型城镇化的关系来判断。当进城务工人员可以享受与城镇居民相同的就业机会和公共服务受益时,城镇常住人口规模的扩大,就可以反映新型城镇化程度的提高。对 w_i^u / w_i^r 求 $(\theta_1 + \theta_2)$ 的导数:

$$\frac{\partial (w_i^u / w_i^r)}{\partial (\theta_1 + \theta_2)} = \Psi \times \Theta \times \left\{ \frac{(1 - \alpha) \varphi}{\theta_1 + \theta_2} - \frac{1 - \beta}{[1 - (\theta_1 + \theta_2)]} + \left(\frac{\alpha \varphi}{k^*} \right) \frac{\partial k^*}{\partial (\theta_1 + \theta_2)} \right\} \quad (15)$$

(15)式中: k^* 为稳态均衡上(即 $k_t = k_{t+1} = \dots = k^*$)的最优人均资本存量。

$$\Psi = [(1 - \mu)^\varphi (1 - \alpha)^\varphi \tau_i^{\mu\varphi(1-\alpha)} l_i^{-\beta} A_i^{\beta-1} E_i^{\varphi(1-\mu)(1-\alpha)}] > 0$$

$$\Theta = [1 - (\theta_1 + \theta_2)]^{-\beta} (\theta_1 + \theta_2)^{\varphi(1-\alpha)} (k^*)^{\alpha\varphi} > 0$$

结合(7)式和(15)式,以及资本市场的均衡条件 $K_{t+1} = S_t$ (Heijdra, 2002; Bénassy, 2011)和隐函数定理,可以得到以下命题。

命题一:当 $k^* = k^A$ 时, $\partial k^* / \partial (\theta_1 + \theta_2) = 0$ 。此时,若 $\theta_1 + \theta_2 < [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]$,则有 $\partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) > 0$,从而有 $\partial G / \partial (\theta_1 + \theta_2) > 0$;若 $\theta_1 + \theta_2 > [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]$,则有 $\partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) < 0$,从而有 $\partial G / \partial (\theta_1 + \theta_2) < 0$ 。

命题的涵义是:在推行新型城镇化制度下,农村进城务工人员可以和拥有当地城市户口的居民一样,同等受益于城市的基本公共服务,此时如果城镇化对人均资本积累没有影响,则城镇常住人口相对规模与城乡收入差距存在“倒U型”关系。其中,当城镇常住人口比例小于门槛值时,随着城镇化率的提高,城乡收入差距会扩大;反之,当城镇常住人口比例高于门槛值时,随着城镇化率的提高,城乡收入差距会缩小。其中,门槛值为:

$$\frac{(1 - \alpha) \varphi}{[(1 - \beta) + (1 - \alpha) \varphi]} \quad (16)$$

(16)式的分子是经过 φ 调整后的城镇劳动的产出贡献度(φ 是公共服务对劳动生产率贡献度 μ 的增函数);分母是调整后的城镇劳动的产出贡献度加上农村劳动的产出贡献度。因此,(16)式的经济含义是,城镇劳动的产出贡献度占城乡劳动产出贡献度之和的比例。

命题二:当 $k^* < \min\{k^A, k^B\}$ 时, $\partial k^* / \partial (\theta_1 + \theta_2) > 0$ 。此时,若 $\theta_1 + \theta_2 < [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]$,则 $\partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) > 0$,故有 $\partial G / \partial (\theta_1 + \theta_2) > 0$;若 $\theta_1 + \theta_2 > [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]$,则有 $\partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) \Big|_{\theta_1 + \theta_2 > [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]} < \partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) \Big|_{\theta_1 + \theta_2 < [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]} < 0$ 。

命题的涵义是:在新型城镇化下,当城镇化率比较低(低于门槛值(16)式)且资本积累不足时,城乡收入差距将会随着城镇常住人口相对规模的扩张而不断扩大。当城镇化率比较高(高于门槛值(16)式)且资本积累不足时,相对于城镇化率较低时的情形,城镇常住人口相对规模的扩张对城乡收入差距的影响效应(系数)较小。

命题三:当 $k^* \in (\min\{k^A, k^B\}, \max\{k^A, k^B\})$ 时, $\partial k^* / \partial (\theta_1 + \theta_2) < 0$ 。若 $\theta_1 + \theta_2 > [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]$

$\varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)$], 则有 $\partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) < 0$, 从而有 $\partial G / \partial (\theta_1 + \theta_2) < 0$; 若 $\theta_1 + \theta_2 < [(1 - \alpha) \varphi / (1 - \beta + (1 - \alpha) \varphi)]$, 则有 $\partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) \Big|_{\theta_1 + \theta_2 < [(\varphi - \alpha\varphi) / (1 - \beta + \varphi - \alpha\varphi)]} > \partial (w_i^u / w_i^r) / \partial (\theta_1 + \theta_2) \Big|_{\theta_1 + \theta_2 > [(\varphi - \alpha\varphi) / (1 - \beta + \varphi - \alpha\varphi)]} > 0$

命题的涵义是: 在新型城镇化下, 当城镇化率比较高 (高于门槛值 (16) 式) 且人均资本存量保持适中水平时, 城镇常住人口相对规模的扩张有助于缩小城乡收入差距; 当城镇化率比较低 (低于门槛值 (16) 式) 且人均资本存量保持适中水平时, 城镇常住人口相对规模的扩张对城乡收入差距的影响效应 (系数) 大于城镇化率较高时的情形。

其中:

$$k^A = \left[\frac{M(1-\beta) [1 - (\theta_1 + \theta_2)]^{-\beta}}{D(1+\varphi-\alpha\varphi) (\theta_1 + \theta_2)^{\varphi(1-\alpha)}} \right]^{(1/\alpha\varphi)}, k^B = [\alpha\varphi D (\theta_1 + \theta_2)^{1+\varphi(1-\alpha)}]^{(1/1-\alpha\varphi)}$$

$$D = (1+n)^{-1} (2+\rho)^{-1} (1-\mu)^\varphi (1-\alpha)^\varphi (1-\tau_i) \tau_i^{\varphi\mu(1-\alpha)} E_i^{(1-\mu)(1-\alpha)\varphi}$$

$$M = (1+n)^{-1} (2+\rho)^{-1} l_i^\beta A_i^{1-\beta}$$

四、实证方法、变量与数据

(一) 实证方法

从上述命题一、二和三可以得出, 新型城镇化对人均资本存量的影响决定了新型城镇化对城乡收入差距的影响效应。所以, 为了进一步检验新型城镇化与城乡收入差距二者关系的理论命题, 首先需要检验新型城镇化与人均资本存量的关系, 根据检验结果判断 $\partial k^* / \partial (\theta_1 + \theta_2)$ 是否大于、等于或小于 0。如果 $\partial k^* / \partial (\theta_1 + \theta_2)$ 显著大于零, 则进一步检验命题二是否成立; 如果 $\partial k^* / \partial (\theta_1 + \theta_2)$ 显著小于零, 则进一步检验命题三是否成立; 如果 $\partial k^* / \partial (\theta_1 + \theta_2)$ 统计不显著, 则进一步检验命题一是否成立。具体构建的检验模型如下:

$$k_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times urban_{it} + \beta_2 \times k_{it-1} + \beta_3 \times invest_{it} + \beta_4 \times edu_{it} + \beta_5 \times labor_{it} + f_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

(17) 式中: k_{it} 为人均实际资本存量, k_{it-1} 为滞后一期的人均资本存量, $urban_{it}$ 为新型城镇化率, $invest_{it}$ 为实际人均固定资产投资额, edu_{it} 为人均受教育程度, $labor_{it}$ 为城镇单位就业人员占比, ε_{it} 为随机干扰项, ρ_t 为时期固定效应项, f_i 为地区固定效应项, 其余为待估系数。

在 (17) 式中, 新型城镇化率是核心解释变量。控制其他解释变量的原因在于: 首先, 按照资本积累公式, 当期资本由上一期资本折旧后的余额加上当期投资形成, 所以决定资本存量的最重要变量就是上一期资本和当期投资。其次, 在现代部门中, 资本和劳动在很大程度上是互补的, 经济体中劳动力和人力资本的规模, 在一定程度上也决定了资本使用的规模。由于资本主要由城镇地区的现代工业部门使用, 因此人力资本 (教育程度) 和城镇单位就业人员规模可能是决定资本额的重要因素。考虑到 (17) 式中包括了滞后一期的被解释变量, 故该模型合意的估计方法是面板数据动态 GMM 估计。

正如上文所述, 考虑到新型城镇化率与城乡收入差距的关系可能是单调的, 也有可能是非线性的异质关系, 为此, 我们分别构建了面板数据线性模型和门槛估计模型, 实证检验二者可能的关系。

线性回归模型:

$$UR_gap_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times urban_{it} + \gamma_x \mathbf{X}_{it} + f_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

门槛回归模型:

$$UR_gap_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times urban_{it} \times I(urban_{it} \leq \tilde{\gamma}) + \alpha_2 \times urban_{it} \times I(urban_{it} > \tilde{\gamma}) + \alpha_x \mathbf{X}_{it} + f_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

(18)(19)式中: UR_gap 为城乡收入差距; $urban$ 为新型城镇化率; $I(\cdot)$ 为指示函数,当括号中的条件成立时,取值为1,否则为0; $\tilde{\gamma}$ 为阈值; \mathbf{X} 为模型中控制的其他解释变量; ε_{it} 为随机干扰项, ρ_t 为时期固定效应项, f_i 为地区固定效应项,其余为待估系数。我们采用Hansen(1999)的方法,对面板门槛模型(19)式进行估计,并通过LR检验确定是否存在门槛关系以及存在几个门槛值。

在(18)式和(19)式中,核心解释变量依然是新型城镇化率。此外,我们也对其他可能影响城乡收入差距的变量进行了控制,具体包括:人均GDP、市场化程度、农业和非农业劳动效率比值、第二三产业增加值占GDP的比重、对外开放度、城乡储蓄比、金融发展指数、财政支农支出占比、财政支出占GDP比重、人均受教育程度等。具体变量含义参看下文。

(二) 变量与数据

1. 新型城镇化率的衡量指标

常住人口城镇化率是与本文模型中 $(\theta_1 + \theta_2)$ 最为接近的城镇化测度指标。2014年,我国常住人口的城镇化率和按照户籍人口计算的城镇化率分别为54.8%和35.9%,两个指标差距为18.9个百分点,主要是由2.5亿农民工组成(蔡继明,2015)。在理论模型部分,我们用城镇常住人口占总人口的比重来测度新型城镇化率水平 $(\theta_1 + \theta_2)$ 。然而,中国城镇化水平离新型城镇化的目标还有一定差距,农民工仍然难以同等享受城市基本公共服务。因此,如果直接用常住人口的城镇化率来测度新型城镇化的发展水平,结果很可能被高估。表1汇报了《规划》提出的综合评价指标体系和2020年各项指标的目标值,达到或超过2020年的目标值才能被定义为新型城镇化的基本实现。基于此,本文依据每个地区当前综合指标的数值与2020年目标值之间的偏差,来测度该地区城镇化水平与新型城镇化目标的差距。由于这项规划涉及的指标是多维度的,本文利用“逼近理想解排序法”(TOPSIS)进行降维,该方法的优势在于,可以将多维指标的信息综合为一维指标,同时通过这一综合指标测度实际指标值与最优目标值的偏离大小。

由于数据可获性的限制,我们剔除了三个指标:城镇常住人口保障房覆盖比例、城镇绿色建筑占新建筑比重、农民工随迁子女接受义务教育比例。除此之外,对于无法直接获得数据的两个指标,通过寻找其替代指标来获得相关数据,具体而言,我们分别用“每万人拥有公共交通工具(标台)”和“每万人拥有城镇社区服务设施数”来代替“百万以上人口城市公共交通占机动化出行比例”和“城市社区综合服务设施覆盖率”这两个指标。需要说明的是,根据2012年的实际值和2020年的目标值可以判断,“人均城市建设用地”是负向指标(越小越好),而其余指标是正向指标(越大越好)。为确保指标的一致性,我们求取“人均城市建设用地”的倒数,将其做同向化处理。计算新型城镇化综合指数的TOPSIS的公式如下:

$$T = \frac{\sqrt{\sum_{k=1}^K (w_k s_{ki} - \min\{w_k s_{ki}\})^2}}{\sqrt{\sum_{k=1}^K (tg\{w_k s_{ki}\} - w_k s_{ki})^2} + \sqrt{\sum_{k=1}^K (w_k s_{ki} - \min\{w_k s_{ki}\})^2}} \quad (20)$$

(20)式中: s_k 是新型城镇化第 k 个标准化后的测度指标; i 表示第 i 个省份; w_k 表示对各测度

指标分配的权重,鉴于难以对各指标的重要性进行先验判断,我们给每个指标分配了相同的权重。 $\min\{w_k s_{ki}\}$ 和 $tg\{w_k s_{ki}\}$ 分别表示新型城镇化第 k 个标准化后测度指标的最小值和 2020 年的目标值,由于数据缺失,我们用样本最大值 $\max\{w_k s_{ki}\}$ 表示两个替代指标 2020 年的目标值。值得一提的是,根据上文的定义,当某地区某些指标的取值超过它的目标值时,则表明该地区在这一指标上已满足了新型城镇化的要求,我们将它与目标值的差距设为 0。新型城镇化综合指数 (T) 的取值范围为 $[0, 1]$ 。如果一个地区所有指标的取值都已经达到或高于 2020 年的目标值,即实现了新型城镇化的要求,那么该地区的 T 值等于 1。因此, T 值可以用于测度某个地区城镇化的“新型”程度。进一步,我们可以用 T 值对常住人口城镇化率进行缩小或放大,从而得到新型城镇化率 ($\theta_1 + \theta_2$) 的测度指标:

$$\text{新型城镇化率} = T \times \text{常住人口城镇化率} \quad (21)$$

常住人口城镇化率和新型城镇化综合指数分别衡量了城镇人口的相对规模和目前各地区城镇化水平达到新型城镇化目标的程度。其中,城镇常住人口包括城镇户籍人口和进城务工的农民工。当某个地区实现了新型城镇化的各项要求,进城务工人员也能基本同等受益于城镇地区的基本公共服务,这时该地区的新型城镇化综合指数取值为 1,从 (21) 式可以看到,该地区新型城镇化率与常住人口城镇化率二者相等,与理论模型中的 ($\theta_1 + \theta_2$) 相一致;然而,若一个地区新型城镇化重要指标的一部分取值小于目标值,那么该地区新型城镇化综合指数一定小于 1,这时该地区新型城镇化率会小于常住人口城镇化率,被高估的 ($\theta_1 + \theta_2$) 经过新型城镇化综合指数的调整,仍与本文理论模型的设定保持一致。

2. 资本存量决定方程变量的数据处理与来源

首先,该模型的被解释变量为人均资本存量,其数据采用单豪杰 (2008) 的方法估算得到,其中,基期年设定为 1952 年。其次,解释变量除新型城镇化率和滞后一期人均资本存量外,还包括:(1) 人均受教育程度。计算方法为:令文盲人口的受教育年数为 0 年,小学程度人口的受教育年数为 6 年;初中程度人口的受教育年数为 9 年;高中程度人口的受教育年数为 12 年;大学及以上学历人口的受教育年数为 18 年。根据不同学历的人口占总人口的比重,通过对各教育年数进行加权平均,得到居民的平均受教育年数 (龚锋、卢洪友, 2009; 吴先明、侯彦杰, 2019)。(2) 人均固定资产投资额。根据各省固定资产投资额除以该省人口数计算得到,同时采用固定资产投资价格指数进行平减,以剔除价格波动的影响。(3) 城镇单位从业人员占比。采用城镇单位从业人员占总人口的比重来度量与资本结合的劳动力的相对规模。计算上述变量的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》和各省 (自治区、直辖市) 统计年鉴。

3. 城乡收入差距决定方程变量的数据处理与来源

首先,被解释变量为城乡收入差距,采用城镇居民可支配收入与农村居民纯收入的比值来衡量,如前所述,农村居民纯收入中包括了农村进城务工人员的工资收入,故这一指标与理论模型中的 I 相对应。其次,参考已有文献 (吕炜、高飞, 2013; 陈斌开、林毅夫, 2013; Chen and Jiang, 2014; 邓金钱等, 2016) 的做法,除新型城镇化率之外,还控制以下可能影响城乡收入差距的变量作为解释变量:(1) 人均 GDP, 并利用 GDP 平减指数平减,以剔除价格波动的影响;(2) 产业结构,等于第二三产业增加值占 GDP 的比重;(3) 农业和非农业劳动效率比值,等于第一产业增加值除以第一产业从业人员与第二三产业增加值除以第二三产业从业人员的比值;(4) 市场化指数,采用王小鲁等 (2017) 构建的“市场化指数”来衡量;(5) 对外开放度,用进出口总额占 GDP 的比重来衡量;(6) 城乡储蓄比,用城乡居民人民币储蓄余额的

比值来衡量;(7)金融发展指数,用金融机构存贷款余额占 GDP 的比重来衡量;(8)财政支农支出占比,用财政农业支出占财政总支出的比重来衡量。其中,由于中国预算支出口径的调整,2007 年之前财政支农支出由农业支出、林业支出、农林水利气象事业费、支援不发达地区支出组成,2007 年及之后为农林水利事务支出;(9)财政支出占 GDP 的比重;(10)人均受教育程度。本文数据的样本期间为 2004—2014 年,除市场化指数外,计算其余变量的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》和各省(自治区、直辖市)统计年鉴(不包括西藏)。

表 1 新型城镇化主要指标

指标	2012 年	2020 年	省级数据可获得性与数据来源
城镇化水平			
1.常住人口城镇化率(%)	52.6	60 左右	《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》
2.户籍人口城镇化率(%)	35.3	45 左右	
基本公共服务			
1.农民工随迁子女接受义务教育比例(%)		≥99	数据不可获
2.城镇失业人员、农民工、新成长劳动力免费接受基本职业技能培训覆盖率(%)		≥95	《中国劳动统计年鉴》
3.城镇常住人口基本养老保险覆盖率(%)	66.9	≥90	《中国劳动统计年鉴》
4.城镇常住人口基本医疗保险覆盖率(%)	95	98	《中国劳动统计年鉴》
5.城镇常住人口保障性住房覆盖率(%)	12.5	≥23	数据不可获
基础设施			
1.百万以上人口城市公共交通占机动化出行比例(%)	45*	60	采用“每万人拥有公共交通工具”(标台)作为替代指标,数据来源于《中国统计年鉴》
2.城镇公共供水普及率(%)	81.7	90	《中国统计年鉴》《中国社会统计年鉴》
3.城市污水处理率(%)	87.3	95	《中国城市建设统计年鉴》
4.城市生活垃圾无害化处理率(%)	84.8	95	《中国城市建设统计年鉴》
5.城市家庭宽带接入能力(Mbps)	4	≥50	《中国统计年鉴》
6.城市社区综合服务设施覆盖率(%)	72.5	100	采用“每万人拥有城镇社区服务设施数”作为替代指标,数据来源于《中国统计年鉴》
资源环境			
1.人均城市建设用地(平方米)		≤100	《中国城市建设统计年鉴》
2.城镇可再生资源消费比重(%)	8.7	13	《中国电力年鉴》
3.城镇绿色建筑占新建筑比重(%)	2	50	数据不可获
4.城市建成区绿地率(%)	35.7	38.9	《中国城市建设统计年鉴》
5.地级以上城市空气质量达到国家标准的比例(%)	40.9	60	《中国环境统计年鉴》

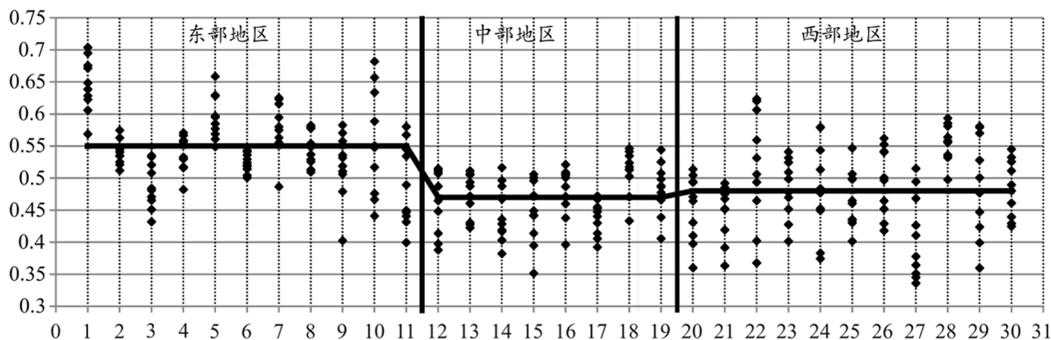
注:(1)带*为 2011 年数据。(2)城镇常住人口基本养老保险覆盖率指标中,常住人口不含 16 周岁以下人员和在校学生。(3)城镇保障性住房:包括公租房(含廉租房)、政策性商品住房和棚户区改造安置住房等。(4)人均城市建设用地:国家《城市用地分类与规划建设用地标准》规定,人均城市建设用地标准为 65.0~115.0 平方米,新建城市为 85.1~105.0 平方米。(5)城市空气质量国家标准:在 1996 年标准基础上,增设了 PM2.5 浓度限值和臭氧 8 小时平均浓度限值,调整了 PM10、二氧化氮、铅等浓度限值。(6)本表数据来源:《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》。

五、实证结果与分析

(一)新型城镇化综合指数测算结果

图 2 汇报了样本期间各省(自治区、直辖市)新型城镇化综合指数的测算结果。可以看

到:(1)平均而言,东部地区的新城镇化发展水平最高,中部地区最低,西部地区则略高于中部地区。(2)东部地区各省之间新型城镇化水平差异明显,其中,北京、上海、浙江在整个样本期间新型城镇化水平都高于地区平均水平,而河北和江苏在整个样本期间都低于地区平均水平;中部和西部地区各省新型城镇化水平的差异性明显小于东部地区,其中,中部各省的新型城镇化水平最为接近,样本期间各省综合指数的取值基本都处于0.4~0.55的区间;(3)西部地区各省年度之间新型城镇化水平的变动幅度相对最大。除了少数例外,东部和中部地区各省年度之间新型城镇化水平的变动幅度相对较小。总体而言,中国的新城镇化发展水平仍然比较低,与2020年的目标值相比,迄今只有北京市在2014年的新型城镇化综合指数达到了2020年目标值的70%,其余省(自治区、直辖市)的新型城镇化综合指数都低于0.7。



注:(1)东部地区:1-北京;2-天津;3-河北;4-辽宁;5-上海;6-江苏;7-浙江;8-福建;9-山东;10-广东;11-海南。(2)中部地区:12-山西;13-吉林;14-黑龙江;15-安徽;16-江西;17-河南;18-湖北;19-湖南。(3)西部地区:20-内蒙古;21-广西;22-重庆;23-四川;24-云南;25-贵州;26-陕西;27-甘肃;28-青海;29-宁夏;30-新疆。

图2 新型城镇化综合指数(T)

图3汇报了常住人口城镇化率与新型城镇化率的散点图,可以看到二者具有高度的相关性(简单回归相关系数为0.7125且统计显著)。图4则汇报了新型城镇化综合指数与新型城镇化率的散点图,可以看到二者也具有高度的相关性(简单回归相关系数为1.272且统计显著)。

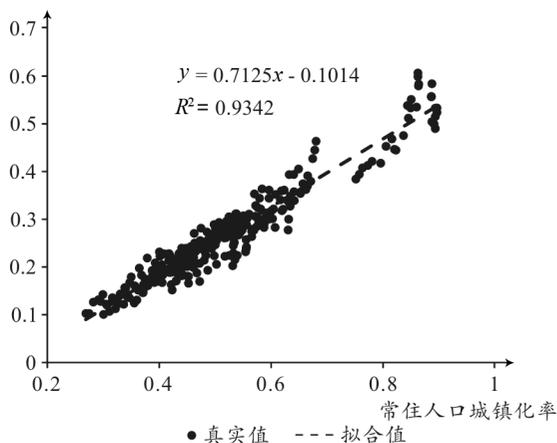


图3 常住人口城镇化率与新型城镇化率散点图

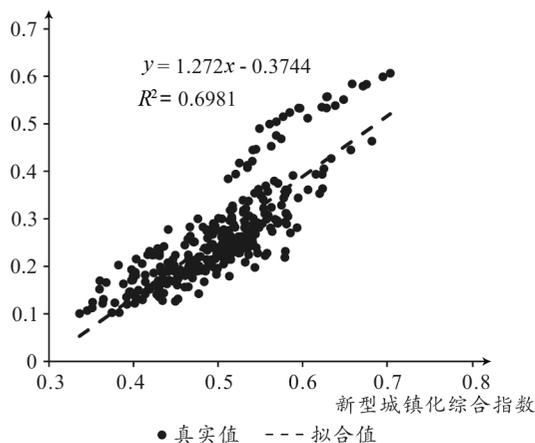


图4 新型城镇化综合指数与新型城镇化率散点图

(二) 人均实际资本存量决定方程的估计结果分析

表 2 汇报了人均实际资本存量决定方程的估计结果。

表 2 人均实际资本存量决定方程估计结果

解释变量与统计量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
上期人均实际资本存量	1.092 (97.53)***	1.092 (93.57)***	-	-	1.102 (407.04)***	1.103 (52.5)***	1.108 (281.39)***	1.108 (50.02)***
人均固定资产投资	0.059 (7.67)***		0.476 (1.60)	-	0.088 (18.77)***	0.088 (3.61)***	-	-
上期人均固定资产投资	-	0.064 (6.94)***	-	0.514 (1.63)	-	-	0.086 (18.71)***	0.086 (2.98)***
从业人员占比	-0.008 (-2.90)***	-0.008 (-3.01)***	0.064 (1.85)*	0.069 (2.09)**	-0.008 (-8.22)***	-0.008 (-2.00)*	-0.009 (-7.86)***	-0.009 (-2.14)**
人均受教育年数	0.008 (0.80)	0.010 (1.03)	-0.612 (-2.23)**	-0.499 (-2.05)**	0.004 (0.57)	0.004 (0.19)	0.009 (1.13)	0.009 (0.33)
新型城镇化率	-0.005 (-3.70)***	-0.005 (-3.53)***	-0.061 (-2.14)**	-0.066 (-2.48)**	-0.006 (-5.86)***	-0.006 (-1.63)	-0.006 (-6.33)***	-0.006 (-1.75)*
常数项	0.092 (1.24)	0.899 (1.18)	6.191 (3.18)***	5.61 (3.14)***	0.011 (0.20)	0.011 (0.06)	0.043 (0.76)	0.043 (0.22)
截面固定效应	否	否	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	否	否	是	是	是	是	是	是
估计方法	OLS	OLS	GLS	GLS	系统 GMM	系统 GMM	系统 GMM	系统 GMM
系数是否 Z 统计量	否	否	否	否	是	否	是	否
是否稳健标准误	是	是	是	是	否	是	否	是
R ²	0.998	0.997	0.763	0.766	-	-	-	-
Wald 卡方统计量	-	-	-	-	2.46E+06	4716.52	3.18E+06	3974.54
AR(1)	-	-	-	-	-1.34	-1.33	-1.67*	-1.66*
AR(2)	-	-	-	-	1.04	1.04	1.53	1.52
工具变量个数	-	-	-	-	34	34	32	32
Hansen 统计量	-	-	-	-	23.61	23.61	23.58	23.58
Hansen 统计量 P 值	-	-	-	-	0.26	0.26	0.169	0.169

注:表中括号中的数字为系数估计值的 T 统计量或 Z 统计量,当“系数是否 Z 统计量”一行注明为“否”,则报告的是 T 统计量。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。下表同。

为考察结果的稳健性,我们尝试了多种模型和变量设定。模型 1 中控制了滞后一期的人均实际资本存量,但是没有控制固定效应,而是采用 OLS 估计汇总数据(pooling data)得到的结果。模型 3 没有控制滞后一期的人均实际资本存量,但同时控制了截面和时期固定效应,属于静态面板模型的估计结果。考虑到面板数据模型中包含了滞后一期的被解释变量,故这两个模型的估计结果都存在偏误,与真实值相比,这两个模型的系数估计值一个偏大,另一个偏小,事实上界定了真实参数的范围(Angrist and Pischke,2009)。我们关心的是新型城镇化率对人均资本存量的影响,在这两个模型中,新型城镇化率的估计系数均显著为负(模型 1 的显著性为 1%,模型 3 的显著性为 5%)。对比两个模型的系数值,-0.005 构成了真实值的上界,-0.061 构成了真实值的下界。即便不考虑动态 GMM 的估计结果,我们也可以判断,新型城镇化率与人均实际资本存量具有显著的负相关关系。当我们在模型中不是

控制当期人均固定资产投资,而是上一期人均固定资产投资,模型2和模型4的结果表明,新型城镇化率与人均实际资本存量具有显著的负相关关系。 -0.005 构成了真实值的上界, -0.066 构成了真实值的下界。无论模型中控制当期还是滞后一期的固定资产投资,模型估计结果基本是一致的。

当面板数据模型中引入了滞后一期的被解释变量时,为获得无偏或一致的估计结果,需要采用动态广义矩估计(dynamic GMM)方法。模型5—模型8都是采用两步系统广义矩估计得到的结果,四个模型均采用垂直离差法消除截面固定效应。其中,模型5和模型6中控制的是当期人均固定资产投资,模型7和模型8控制的是滞后一期的人均固定资产投资。我们选择 Hansen 统计量来检验工具变量的有效性,因为该检验比 Sargan 检验更为稳健。但是,如果工具变量过多,会导致该检验变弱(表现为 Hansen 统计量的 P 值接近于 1),所以我们在估计模型时,通过限制 GMM 的工具变量滞后 3—4 阶来控制工具变量的个数。由于截面数为 30 个,虽然满足 N 大于 T 的要求,但是截面个数依然不算多,所以在估计模型 6 和模型 8 时,设定汇报系数的 T 统计量而非通常的 Z 统计量。此外,由于模型可能存在异方差和序列相关问题,因此在模型 6 和模型 8 中汇报的是稳健标准误计算的 T 统计量。作为对比,模型 5 和模型 7 中汇报的是基于普通标准误计算的 Z 统计量的结果。四个模型的 Hansen 检验结果都表明,无法拒绝工具变量联合有效的原假设。四个模型的 AR(2) 项均不显著,但只是模型 7 和模型 8 的 AR(1) 项是显著的。其中,模型 5 中新型城镇化率的估计系数在 1% 的水平上显著,模型 6 中该变量的估计系数则并不显著。模型 7 和模型 8 中新型城镇化率的估计系数分别在 1% 的和 10% 的统计水平上显著。考虑 Hansen 检验、AR(1) 和 AR(2) 的显著性检验结果,同时考虑模型可能存在的异方差和序列相关问题以及截面个数 N 不太大的情况,模型 8 的设定是最为合理的,其估计系数为 -0.006 ,确实位于 OLS 和静态固定效应模型限定的参数范围内 ($-0.066, -0.005$)。根据该模型的结果,可以进一步确认,新型城镇化率对人均实际资本存量具有显著负向的影响效应。进一步应对上述理论模型提出的命题三进行检验。

(三) 城乡收入差距决定方程的估计结果:全国样本

利用中国 30 个省(自治区、直辖市)的面板数据,构建线性固定效应模型和面板门槛回归模型,分别检验常住人口城镇化率和新型城镇化率对城乡收入差距的影响,结果如表 3 所示。

根据线性固定效应模型的估计结果,可以发现,无论是常住人口城镇化率还是新型城镇化率,对城乡收入差距均没有显著的影响。对此,可能的解释有两种:一是城镇化确实无助于改变或解决现阶段中国的城乡收入差距问题;二是城镇化对城乡收入差距的影响效应并不是简单的线性形式,而是表现为非线性关系。为检验后一种情形是否成立,我们进一步估计面板门槛回归模型,结果显示:

一方面,无论是单门槛模型还是双重门槛模型^①,也不论处于城镇化的哪个阶段,常住人口城镇化率对城乡收入差距均没有显著影响。结合线性模型的结果,可以判断,在样本期间,通过城镇辖区的扩张将更多农村流动人口纳入城镇地区,但不改变进城务工人员的户籍身份以及向其提供同等享有城镇基本公共服务机会的传统城镇化模式,无助于从根本上改变当前中国城乡收入差距居高不下的状况。

^①常住人口城镇化率和新型城镇化率的三重门槛模型都没有通过检验,限于篇幅,表中没有汇报其估计结果。

表 3 城镇化与城乡收入差距的线性与门槛模型估计结果

变量	线性 模型 1	线性 模型 2	单门槛 模型 1	单门槛 模型 2	双门槛 模型 1	双门槛 模型 2
常数项	2.431 (3.77)***	2.398 (3.74)***	2.264 (3.7)***	2.202 (3.46)***	2.155 (3.57)***	2.243 (3.55)***
人均 GDP	0.081 (3.83)***	0.083 (3.93)***	0.068 (3.34)***	0.068 (2.81)***	0.048 (2.27)**	0.055 (2.49)**
第二三产业增加值占 GDP 比重	0.018 (2.66)***	0.017 (2.42)**	0.02 (3.04)***	0.017 (2.55)**	0.019 (2.92)***	0.019 (2.81)***
城乡生产率比值	-0.002 (-0.38)	-0.002 (-0.25)	-0.005 (-0.87)	-0.0001 (-0.01)	-0.003 (-0.43)	-0.001 (-0.18)
市场化指数	-0.031 (-1.62)	-0.031 (-1.6)	-0.034 (-1.9)*	-0.027 (-1.41)	-0.038 (-2.14)**	-0.028 (-1.48)
对外开放度	-0.003 (-2.37)**	-0.003 (-2.28)**	-0.003 (-2.9)***	-0.003 (-2.69)***	-0.004 (-3.46)***	-0.003 (-2.84)***
城乡储蓄比	0.024 (2.68)***	0.024 (2.68)***	0.022 (2.7)***	0.022 (2.56)**	0.021 (2.50)**	0.022 (2.56)**
存贷款余额占 GDP 比重 (金融发展指数)	0.075 (2.48)**	0.078 (2.6)***	0.07 (2.43)**	0.078 (2.63)***	0.067 (2.38)**	0.074 (2.52)**
财政支出占 GDP 比重	0.032 (4.58)***	0.031 (4.43)***	0.031 (4.51)***	0.031 (4.51)***	0.03 (4.65)***	0.031 (4.56)***
财政支农支出占比	-0.017 (-4.86)***	-0.018 (-4.94)***	-0.018 (-5.34)***	-0.017 (-4.82)***	-0.017 (-5.20)***	-0.017 (-4.91)***
人均受教育程度	-0.066 (-1.59)	-0.067 (-1.65)	-0.079 (-2.02)**	-0.05 (-1.23)	-0.05 (-1.54)	-0.063 (-1.54)
常住人口城镇化率	-0.007 (-1.42)	-	-	-	-	-
常住人口城镇化率 $\times I$ (常 住人口城镇化率 <86.3)	-	-	-0.002 (-0.48)	-	-	-
常住人口城镇化率 $\times I$ (常 住人口城镇化率 ≥ 86.3)	-	-	0.005 (0.86)	-	-	-
常住人口城镇化率 $\times I$ (常 住人口城镇化率 <32.7)	-	-	-	-	0.003 (0.60)	-
常住人口城镇化率 \times $I(32.7 \leq$ 常住人口城镇化 率 $<86.3)$	-	-	-	-	-0.001 (-0.18)	-
常住人口城镇化率 $\times I$ (常 住人口城镇化率 ≥ 86.3)	-	-	-	-	0.006 (1.19)	-
新型城镇化率	-	-0.007 (-1.61)	-	-	-	-
新型城镇化率 $\times I$ (新型城 镇化率 <13.2)	-	-	-	0.002 (0.37)	-	-
新型城镇化率 $\times I$ (新型城 镇化率 ≥ 13.2)	-	-	-	-0.008 (-1.80)*	-	-
新型城镇化率 $\times I$ (新型城 镇化率 <13.2)	-	-	-	-	-	-0.001 (-0.13)
新型城镇化率 $\times I(13.2 \leq$ 新型城镇化率 $<55.1)$	-	-	-	-	-	-0.01 (-2.33)**
新型城镇化率 $\times I$ (新型城 镇化率 $\geq 55.1)$	-	-	-	-	-	-0.008 (-1.94)*
截面固定效应	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是
门槛效应检验的 F 统计 量	-	-	33.21**	9.72*	10.51*	15.72**
R^2	0.757	0.776	0.780	0.783	0.806	0.787

注:表中城镇化率的门槛值 86.3、32.7、13.2、55.1 是门槛回归模型估计产生的最优门槛值。

另一方面,新型城镇化率对城乡收入差距的影响呈现出显著的非线性特征。根据门槛效应的 F 检验,新型城镇化率的单门槛模型优于线性模型,而双重门槛模型又优于单门槛模型。其中,在单门槛模型设定下,当新型城镇化率偏低时(低于13.2%),新型城镇化率对城乡收入差距没有显著影响,但当新型城镇化率超过13.2%之后,新型城镇化率能够显著缩小城乡收入差距(显著性水平为10%)。在双重门槛模型设定下,当新型城镇化率偏低时(低于13.2%),新型城镇化率对城乡收入差距没有显著影响;但当新型城镇化率达到13.2%和55.1%之间时,新型城镇化率的提高,有助于显著降低城乡收入差距(显著性为5%);当新型城镇化率超过55.1%之后,新型城镇化率依然有助于显著降低城乡收入差距(显著性为10%)。后两个区间的估计系数分别为-0.01和-0.008,二者的差异非常小。单门槛和双重门槛模型的结果都明确支持了理论分析部分提出的命题三。

结合前述命题三,可以对上述结果作如下解释:当新型城镇化率相当低时,农村劳动力剩余问题严重,城镇地区劳动供给不足且人均资本存量偏高。此时,如果农村流动人口继续迁入城镇地区务工,那么,农村地区因为富余劳动力减少,释放了生产力,人均农业产出增加,农村居民收入中来自农业的纯收入增加。另一方面,随着更多务工人员进入城镇地区,城镇地区劳动力增加,在较低的劳动力供给量上与充裕的资本结合,能够在一定程度上提高城镇地区产出水平以及工资水平,进城务工人员的工资水平也随之提高。但是,由于新型城镇化率比较低,由此导致:一方面,进城务工人员同等享有城镇基本公共服务的比例偏低,其工资水平的增长显著低于城镇户籍居民;另一方面,进城务工人员的比例也偏低,因此农村居民收入中来自务工工资的比例偏低,最终农村居民收入的增长幅度相对有限。在这一区间,城镇地区户籍居民和农村地区户籍居民的收入水平都获得一定程度的提高,但城乡收入差距基本不受影响。

当新型城镇化率比较高时,农村劳动力富余问题得到进一步的缓解,此时如果农村流动人口继续离开农业进入城镇产业部门,则人均农业产出会继续增加,农村居民来自农业的收入会因之提高。随着更多的流动人口进入城镇地区,充裕的劳动力供给与城镇地区充裕的资本更好地结合,城镇地区产出大幅度增加,工资也大幅提高,给定新型城镇化率已经比较高,由此导致:一方面,进城务工人员同等享有城镇基本公共服务的比例较高,相应地进城务工人员的工资也会显著提高;另一方面,进城务工人员的比例较高,因此农村居民收入中来自务工工资的比例也比较高,最终农村居民收入的增长幅度也会大幅度提高。在这一区间,虽然城镇居民收入提高较多,但农村居民收入增长幅度相对更大,由此导致城乡收入差距有所缩小。

控制变量中,人均GDP和二三产业增加值比重对城乡收入差距均具有正向影响,且在所有模型中都至少在5%的统计水平上显著,从而表明,经济越发达、非农产业越发达的地区,城乡收入差距越大,这一结果符合通常的直觉。城乡生产率比值、市场化指数和人均受教育程度对城乡收入差距的影响系数符号为负,但在大部分模型中都不显著,特别在模型设定相对最优的双门槛模型2中,上述三个变量均在统计上不显著。其余变量对城乡收入差距的影响均至少在5%的统计水平上显著,且结果在不同模型设定中都是稳健的。其中,对外开放度

的提高有助于缩小城乡收入差距,由此表明,现阶段进出口贸易的增长,为低技能的进城务工人员提供了更多工资待遇相对较好的就业机会,提高了农村居民的人均收入水平,从而有助于缩小城乡收入差距,这一结果与吕炜和高飞(2013)的研究基本是一致的。财政支农支出有助于缩小城乡收入差距,这一结果符合通常的直觉,也与既有国内研究结论是一致的。政府财政支出相对规模的提高,却会进一步扩大城乡收入差距,这一结果与陆铭和陈钊(2004)的研究是一致的,表明当前阶段政府财政支出政策总体呈现出的城市化倾向,进一步扩大了城乡收入差距。城乡居民储蓄比值对城乡收入差距具有显著的正向效应,城镇居民拥有的储蓄越高,城镇地区来源于资本的收益就越高,城乡居民的收入差距就越大。以存贷款余额相对比值衡量的金融发展规模指标,与城乡收入差距也具有正相关关系,表明当前主要以城镇地区为贷款对象的金融机构及其业务的发展,会扩大城乡收入差距。

(四) 城乡收入差距决定方程的估计结果:分地区样本

利用全国所有省区的样本,门槛效应模型的估计结果证实了理论分析得到的命题三。进一步,我们将全国样本划分为东、中、西部地区子样本,考察命题三在各地区是否依然成立。结果如表4所示。门槛效应 F 检验的结果显示,在所有门槛模型中,仅有西部地区的单门槛模型在10%的统计水平上显著,其余地区的门槛效应模型均在统计上不显著,表明东部和中部地区的线性模型优于门槛效应模型。其中,在东部地区,继续提高新型城镇化率有助于进一步缩小城乡收入差距。但在中部地区,新型城镇化率的提高反而会扩大城乡收入差距。在西部地区,虽然存在新型城镇化率对城乡收入差距的门槛效应,但是在单门槛两边的样本区间,新型城镇化率均能显著缩小城乡收入差距,这一结果与西部地区的线性固定效应模型的估计是一致的。分地区的估计结果虽然表明各区域内部新型城镇化率与城乡收入差距之间并不存在非线性关系,但却从另一个角度支持了全国层面二者具有非线性关系的结论。东部地区新型城镇化程度较高,所有地区的新型城镇化率均超过了全国样本的门槛值(13.2%),故而其新型城镇化率的进一步提高有助于缩小城乡收入差距;而中部地区的新型城镇化率相对最低,省区间的波动性较小,许多省区新型城镇化率低于或仅略高于全国样本的门槛值,所以新型城镇化率对城乡收入差距的影响表现为无助于缩小甚至还会扩大城乡收入差距;西部地区的新型城镇化率高于中部地区,而且呈现出较大的省区波动性,因此,其大部分样本位于全国样本门槛值的右边,新型城镇化率的提高也有助于缩小城乡收入差距。

控制变量的系数结果在不同地区间呈现出一定的异质性,但是基本都具有符合预期的系数符号。根据门槛效应模型的检验结果,东部和中部地区线性模型相对更优,西部地区单门槛模型相对更优。从这三个模型的结果可以发现:人均GDP、第二三产业比重、市场化指数、对外开放度的估计系数只在西部地区统计显著,且前两个变量的系数符号为正,后两个变量的系数符号为负;城乡生产率比值和城乡居民储蓄比值只在东部和西部地区统计显著,且二者系数的符号都为正;存贷款余额占GDP比重在中部和西部地区显著为正,财政支出占GDP比重在东部和西部地区显著为正;财政支农支出占比的估计系数在三个地区均为负且统计显著,而人均受教育程度在三个地区均统计不显著,这与全国样本的估计结果是完全一致的。

表4 东、中、西部地区城镇化与城乡收入差距的线性与门槛模型估计结果

变量	线性模型 (东部地区)	线性模型 (中部地区)	线性模型 (西部地区)	单门槛模型 (东部地区)	单门槛模型 (中部地区)	单门槛模型 (西部地区)	双门槛模型 (东部地区)	双门槛模型 (中部地区)	双门槛模型 (西部地区)
常数项	1.212 (0.82)	2.511 (2.59)**	1.516 (1.19)	0.730 (0.51)	2.25 (2.27)**	1.755 (1.41)	0.119 (0.08)	3.127 (3.02)***	1.680 (1.36)
人均GDP	0.030 (0.78)	0.053 (0.52)	0.148 (4.37)***	0.008 (0.22)	-0.004 (-0.04)	0.19 (5.16)***	0.031 (0.81)	-0.337 (-3.92)***	0.181 (4.84)***
第二三产业比重	0.017 (1.01)	-0.0001 (-0.01)	0.032 (2.37)**	0.031 (1.74)*	0.003 (0.30)	0.03 (2.26)**	0.041 (2.31)**	0.025 (2.14)**	0.031 (2.38)**
城乡生产率比值	0.035 (2.42)**	0.008 (0.47)	0.016 (1.94)*	0.027 (1.82)*	0.006 (0.37)	0.016 (1.91)*	0.025 (1.75)*	0.147 (0.96)	0.018 (2.19)**
市场化指数	-0.004 (-0.14)	0.025 (0.47)	-0.063 (-1.97)*	-0.002 (-0.07)	0.016 (0.29)	-0.064 (-2.06)**	-0.019 (-0.65)	0.076 (1.69)*	-0.061 (-1.95)*
开放度	0.0002 (0.15)	-0.008 (-1.29)	-0.007 (-2.08)**	-0.0009 (-0.60)	-0.007 (-1.15)	-0.005 (-1.68)*	-0.001 (-0.64)	-0.025 (-4.27)***	-0.006 (-1.99)**
城乡居民储蓄比值	0.060 (3.49)***	0.013 (0.54)	-0.012 (-1.11)	-0.061 (-3.67)***	0.015 (0.63)	0.013 (1.25)**	-0.066 (-4.02)***	-0.039 (-1.63)	-0.010 (-1.00)
存贷款余额占GDP比重	0.002 (0.08)	0.452 (2.06)**	0.155 (2.083)**	-0.008 (-0.27)	0.441 (2.02)**	0.153 (2.12)**	0.001 (0.04)	0.190 (2.79)***	0.173 (2.41)**
财政支出占GDP比重	0.033 (2.69)***	0.003 (0.22)	0.028 (2.42)**	0.04 (3.30)***	-0.002 (-0.12)	0.029 (2.58)**	0.044 (3.63)***	-0.002 (-0.1)	0.028 (2.55)**
财政支农支出占比	-0.021 (-1.87)*	-0.034 (-2.25)**	-0.015 (-2.78)***	-0.028 (-2.49)**	-0.037 (-2.41)**	-0.012 (-2.3)**	-0.029 (-2.62)***	-0.048 (-3.16)***	-0.013 (-2.45)**
人均受教育程度	0.035 (0.58)	-0.085 (-1.22)	-0.068 (-0.99)	0.008 (0.13)	-0.054 (-0.73)	-0.076 (-1.16)	-0.013 (-0.21)	-0.153 (-1.91)*	-0.071 (-1.08)
新型城镇化率	-0.011 (-2.17)**	0.027 (1.90)*	-0.017 (-1.81)*	-	-	-	-	-	-
新型城镇化率 $\times I(\text{新型城镇化率} < \gamma_1)$	-	-	-	-0.018 (-3.19)***	0.021 (1.42)	-0.025 (-2.64)**	-	-	-
新型城镇化率 $\times I(\text{新型城镇化率} \geq \gamma_1)$	-	-	-	-0.015 (-2.98)***	0.023 (1.60)	-0.018 (-1.98)*	-	-	-
新型城镇化率 $\times I(\text{新型城镇化率} < \gamma_2)$	-	-	-	-	-	-	-0.023 (-3.86)***	-0.019 (-1.19)	-0.034 (-3.12)***
新型城镇化率 $\times I(\gamma_2 \leq \text{新型城镇化率} < \gamma_3)$	-	-	-	-	-	-	-0.021 (-3.68)***	-0.015 (-0.95)	-0.026 (-2.63)***
新型城镇化率 $\times I(\text{新型城镇化率} \geq \gamma_3)$	-	-	-	-	-	-	-0.018 (-3.44)***	-0.011 (-0.73)	-0.024 (-2.56)**
截面固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时期固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
门槛效应检验的F统计量	-	-	-	8.12	2.24	10.89*	5.95	6.54	7.57
R ²	0.696	0.893	0.906	0.719	0.896	0.913	0.734	0.949	0.915

注：东部地区门槛值：单门槛 $\gamma_1 = 53.52$ ，双门槛 $\gamma_2 = 37.47$ 、 $\gamma_3 = 53.52$ ；西部地区门槛值：单门槛 $\gamma_1 = 25.26$ ，双门槛 $\gamma_2 = 19.30$ 、 $\gamma_3 = 29.23$ ；中部地区门槛值：单门槛 $\gamma_1 = 15.71$ ，双门槛 $\gamma_2 = 16.08$ 、 $\gamma_3 = 29.04$ 。

六、基本结论与政策建议

与传统城镇化强调城市人口比例的增加和规模扩张不同，新型城镇化是以提升城镇建设的质量、促进城乡统筹协调发展、实现公共服务均等化为目标的“以人为核心”的城

镇化。本文的理论分析表明,在新型城镇化的背景下,进城务工的农民工能够同等享有城市公共服务的受益,从而能够分享城市经济发展的成果。此时,当新型城镇化率达到一定程度后,进一步推动新型城镇化的发展,将有助于缩小城乡收入差距。为检验理论分析的命题,本文利用《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》提出的新型城镇化综合评价指标和2020年的目标值,采用“逼近理想解排序法”(TOPSIS),测算和评价各地区新型城镇化发展水平与2020年目标值的偏差程度,从而对各地区新型城镇化发展水平做出客观且可靠的评估;进而,利用新型城镇化综合指数得分对城镇常住人口比重进行缩减,获得与理论模型一致的新型城镇化率指标;最后构建面板线性和门槛回归模型,同时检验传统城镇化率与“新型”城镇化率对城乡收入差距的影响。实证分析进一步验证了理论分析的命题,其结果表明:

第一,常住人口城镇化率对城乡收入差距没有显著影响,不改变进城务工人员的户籍身份以及未向其提供同等享有城镇基本公共服务受益的传统城镇化模式,无助于缩小城乡收入差距。

第二,新型城镇化率对城乡收入差距的影响呈现出非线性的特征,当新型城镇化率低于13.2%时,新型城镇化率对城乡收入差距没有显著影响,但当新型城镇化率超过13.2%之后,新型城镇化能够显著缩小城乡收入差距。

第三,分东、中、西部地区子样本的回归结果显示,新型城镇化率对城乡收入差距的影响效应存在显著的区域异质性。其中,东部和西部地区新型城镇化率的提高有助于缩小城乡收入差距,而中部地区新型城镇化率的提高无助于缩小甚至还会扩大城乡收入差距。原因在于,中部地区新型城镇化发展水平在三个地区中相对最低且区内波动性较小,许多省(自治区、直辖市)的新型城镇化率低于或仅略高于全国样本的门槛值。本文认为,在全部省份呈现出的新型城镇化率对城乡收入差距的非线性影响效应,可能是二者关系区域异质性的集中表现。

基于上述分析,我们认为,大力推进新型城镇化的发展,促进城乡一体化和城乡基本公共服务均等化,才是有效缓解城乡收入差距的关键途径。具体而言:第一,应逐步消除由户籍制度导致的公共服务受益不均衡,为进城务工人员提供医疗、失业、养老、培训、就业等公共服务,同时为农民工子女提供良好的教育机会和医疗卫生条件,使农村进城务工人员能够获得同等的就业机会以及实现人力资本积累。第二,应进一步完善城镇功能,稳步提升城镇公共服务水平和生态环境质量,破除传统的城乡二元结构,破解城镇内部的新二元结构,确保全体民众共享经济增长成果和现代城市文明。第三,对经济发展水平低、农村人口规模大、新型城镇化率严重偏低的经济欠发达地区,政府应创新财政转移支付制度,合理引导和激励农村进城务工人口的市民化,突破新型城镇化的发展瓶颈,进一步推动城乡统筹发展,降低城乡收入差距。

参考文献:

1. 蔡昉, 1995:《人口迁移和流动的成因、趋势与政策》,《中国人口科学》第6期。
2. 蔡昉, 2005:《为什么劳动力流动没有缩小城乡收入差距?》,《理论前沿》第20期。

- 3.蔡昉、都阳、王美艳,2001:《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》第12期。
- 4.蔡昉、杨涛,2000:《城乡收入差距的政治经济学》,《中国社会科学》第4期。
- 5.蔡继明,2015:《努力提升我国真实城镇化率》,《经济参考报》3月9日。
- 6.曹裕、陈晓红、马跃如,2010:《城市化、城乡收入差距与经济增长——基于我国省级面板数据的实证研究》,《统计研究》第3期。
- 7.陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 8.陈建东,2010:《按城乡分解我国居民收入基尼系数的研究》,《中国经济问题》第4期。
- 9.程开明、李金昌,2007:《城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 10.邓金钱、何爱平、张娜,2016:《地方财政支出结构、城镇化与城乡收入差距——基于中国省际面板VAR的再检验》,《软科学》第5期。
- 11.甘露、马振涛,2012:《“新型城镇化发展与转型”观点综述》,《求知》第12期。
- 12.龚锋、卢洪友,2009:《公共支出结构、偏好匹配与财政分权》,《管理世界》第1期。
- 13.李宾、马九杰,2014:《劳动力转移、农业生产经营组织创新与城乡收入变化影响研究》,《中国软科学》第7期。
- 14.李实,1999:《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》,《中国社会科学》第2期。
- 15.李实、赵人伟,1999:《中国居民收入分配再研究》,《经济研究》第4期。
- 16.廖信林,2012:《财政支出、城市化对城乡收入差距的作用机理及动态分析》,《软科学》第4期。
- 17.陆铭、陈钊,2004:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第6期。
- 18.吕伟、高飞,2013:《城镇化、市民化与城乡收入差距——双重二元结构下市民化措施的比较与选择》,《财贸经济》第12期。
- 19.孟望生、姜莱,2019:《城镇化、人口老龄化与城乡收入差距——理论逻辑与面板数据的经验》,《开发研究》第4期。
- 20.单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算:1952~2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 21.陶源,2020:《城镇化与城乡劳动收入差距——基于中国省级面板数据的实证研究》,《经济问题探索》第8期。
- 22.王洪亮、徐翔,2006:《收入不平等孰甚:地区间抑或城乡间》,《管理世界》第11期。
- 23.王韶华、柳杨,2016:《城镇化对城乡收入差距的门槛效应分析》,《统计与决策》第12期。
- 24.王小鲁、樊纲、余静文,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,中国社会科学文献出版社。
- 25.王新越、秦素贞、吴宁宁,2014:《新型城镇化的内涵、测度及其区域差异研究》,《地域研究与开发》第4期。
- 26.王亚飞、杨寒冰、唐爽,2015:《城镇化、产业结构调整对城乡收入差距的作用机理及动态分析》,《当代经济管理》第3期。
- 27.汪剑清,2020:《中国人口结构变化对城乡收入差距的影响——基于2005—2017年31个省份的省际面板数据分析》,《当代经济》第10期。
- 28.吴先华,2011:《城镇化、市民化与城乡收入差距关系的实证研究——基于山东省时间序列数据及面板数据的实证分析》,《地理科学》第1期。
- 29.吴先明、侯彦杰,2019:《中国对外直接投资、技术创新与产业结构升级》,《珞珈管理评论》第1期。
- 30.熊湘辉、徐璋勇,2015:《中国新型城镇化进程中的金融支持影响研究》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 31.赵人伟、李实,1997:《中国居民收入差距的扩大及其原因》,《经济研究》第9期。
- 32.赵永平、徐盈之,2014a:《新型城镇化发展水平综合测度与驱动机制研究——基于我国省际2000—2011年的经验分析》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第1期。
- 33.赵永平、徐盈之,2014b:《新型城镇化对缩小城乡收入差距的作用——基于城乡二元收入的理论模型与实证检验》,《中南大学学报(社会科学版)》第4期。

34. 赵永平、徐盈之, 2015:《新型城镇化、制度变迁与居民消费增长》,《江西财经大学学报》第6期。
35. Angrist, J., and S. Pischke. 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists Guide*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
36. Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin. 1995. *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill.
37. Bénassy, J. P. 2011. *Macroeconomic Theory*. Oxford: Oxford University Press.
38. Chen, S., and J. Jiang. 2014. “The Relationship of Financial Development, Urbanization and Urban-Rural Income Gap: An Empirical Research Based on Provincial Panel Data in China.” SHS Web of Conferences, Issue 01009, Number 6.
39. Hansen, B. E. 1999. “Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference.” *Journal of Econometrics* 93(2):345-368.
40. Heijdra, B. J. 2002. *The Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford: Oxford University Press.
41. Kanbur, R., and J. Zhuang. 2013. “Urbanization and Inequality in Asia.” *Asian Development Review* 30(1): 131-147.
42. Lewis, W. A. 1954. “Economic Development with Unlimited Supplies of Labor.” *The Manchester School* 22(2):139-191.
43. Li, S., and S. Lin. 2016. “Population Aging and China’s Social Security Reforms.” *Journal of Policy Modeling* 38(1): 65-95.
44. Robinson, S. 1976. “A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development.” *American Economic Review* 66(3): 437-440.
45. Su, C. W., T. Y. Liu, H. L. Chang, and X. Z. Jiang. 2015. “Is Urbanization Narrowing the Urban-rural Income Gap? A Crossregional Study of China.” *Habitat International* 48: 79-86.
46. Zhang, N. 2016. “Urbanization, Industrialization and Urban-Rural Income Gap: Inspection by Panel VAR Based on the Provincial Panel Data.” *Studies in Sociology of Science* 7(1): 1-6.

New Urbanization, Equalization of Public Services and Urban-Rural Income Gap

Zhou Xinyi¹, Li Nan² and Gong Feng³

(1: School of Economics, Peking University;

2: The Organization Department of Wuhan Municipal Party Committee;

3: Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: This paper intends to study the effect of new urbanization on urban-rural income gap. Firstly, based on the overlapping generation model, this paper shows that with equalized public services, a certain level of new urbanization can narrow the income gap. Then, this paper uses a synthetic new urbanization index and its target in 2020 to measure new urbanization in different regions. Based on that, this paper constructs a panel threshold model to test the effect of new urbanization on urban-rural income gap. The empirical results show that when the new urbanization rate goes beyond 13.2%, it will significantly narrow the income gap; the effect varies from region to region. Therefore, when promoting urbanization, it is necessary to facilitate urban-rural integration and public services equalization in order to narrow the urban-rural income gap.

Keywords: New Urbanization, Equalization of Public Services, Urban-Rural Income Gap, Panel Threshold Model

JEL Classification: P25

(责任编辑:彭爽)